

我國庫藏股制度之實證研究： 資訊效果與資訊傳遞動機

蔡柳卿*

國立嘉義大學

郭法雲

國立彰化師範大學

摘要

本研究旨在檢視我國上市公司實施庫藏股計畫之資訊效果與資訊傳遞動機。首先，本研究有三項在資訊效果方面之發現。(一)當公司宣告買回庫藏股時，市場反應顯著為正，顯示公司的庫藏股決策具有正面的資訊效果。在本文的研究期間內，由於非金融保險業仍可透過子公司買回母公司股票來護盤，而金融保險業則否，故對於僅能買回庫藏股票維護股價的金融保險業而言，其資訊效果較強。(二)以宣告期間前後各 30 天的股價績效進行比較，發現宣告後的累積異常報酬顯著高於宣告前的。在敏感性分析中亦發現排除母子公司交叉持股及庫藏股再次宣告之觀察值後，這類樣本執行截止日後的股價仍持續維持甚而上升。(三)測試宣告期間市場反應之影響因素時，發現若公司過去股價績效愈差與淨值市價比率愈高，則公司宣告時市場反應愈大。其次，在庫藏股決策影響因素上，本研究發現：控制相關變數後，庫藏股預定買回數量和公司未來盈餘成長及淨值市價比率成正相關，並和宣告前的股價績效成負相關。綜合上述兩方面的證據，本研究發現股價低估係公司宣告買回公司股票的重要動機，而市場投資人亦將此決策視為有利資訊。

關鍵詞：股票買回、庫藏股、訊號理論、資訊效果

*作者感謝兩位匿名評審、2001 會計理論與實務研討會評論人、及與會學者給予的寶貴意見，同時感謝國科會給予研究計畫的補助(NSC90-2416-H-415-001；原計畫名稱為「我國庫藏股制度之實證研究：股東財富效果與資訊傳遞動機」)。

收稿日：2001 年 12 月
接受日：2003 年 7 月

An Empirical Study on Stock Repurchases in Taiwan: The Information Effect and Signaling Motivation

Liu-Ching Tsai

National Chiayi University

Fa-Yun Guo

National Changhua University of Education

Abstract

This paper examines the information effect of stock repurchase announcements and whether signaling is the primary motivation for stock repurchase. As predicted, we find significantly positive market reactions to stock repurchase announcements, and this positive information effect is stronger for the banking and insurance industries. Also, we find the stock price performance over the post-announcement period is higher than that over the pre-announcement period. Further, the results show that the announcement return is associated positively with book-to-market ratio, but negatively with the prior stock return, indicating that repurchase announcements are treated as signals conveying undervaluation-related information by the market. Finally, we test the factors affecting a firm's decision to repurchase stocks. Consistent with our prediction, the projected purchase size is related positively to current earnings change and book-to-market ratio, but negatively to the prior stock return. In sum, this paper provides evidence that signaling a firm's positive information is the main motivation for stock repurchase.

Keywords: *Stock repurchase, Signaling, Information effect.*

壹、前言

本研究旨在檢視我國上市公司實施庫藏股計畫之資訊效果與資訊傳遞動機。財政部自民國 85 年即已提出庫藏股制度，期能挽救非經濟因素導致的低迷股市行情，直到民國 89 年 7 月 19 日總統令公布增訂證券交易法第二十八條之二，並於 8 月 7 日發佈「上市、上櫃公司買回本公司股份辦法」後，國內庫藏股制度始正式開放。根據證券交易所統計，自實施庫藏股制度後截至民國 90 年 9 月底，上市公司已有 203 家 (413 件) 提出買回自己公司股票的申請，佔全部上市公司的 30.12%¹。觀諸國外，日本及香港也已於近年來原則允許公司買回自己股票，至於早已實施庫藏股制度多年的美國，其企業買回自己股票的比例有激增的趨勢，自 1996 年至 1998 年，有超過 4000 件公告公開市場買回股票的事例，其金額高達 5,500 億美元，而 1999 年單單第一季，即有 350 件買回股票宣告，金額達 400 億美元(Ikenberry et al. 2000)。由此可知，企業買回本公司股票的計畫在國內外均有激增的趨勢。

Tsetsekos et al. (1991)對實務界進行問卷調查，結果指出，大部分企業均宣稱買回股票係肇因於公司價值被低估，一些實例可支持這項說法，例如 1997 年 10 月間美國股市重挫，IBM 和英代爾公司宣布大量買回自己股票後，股價隨即獲得支撐。又如基於股價低迷，科技股大跌，Compaq 和 Gateway 等美國上市公司等亦宣布購股計畫來展現經營信心²。在我國，由許多媒體報導可知庫藏股決策和股價偏低有關，以及「庫藏股題材」具有相當程度的股價效益。沈永偉(1999)與李宗祥(2001)之問卷調查結果發現，公司買回股票的動機中，以傳遞未來較佳前景資訊最為公司經營者所重視。儘管實務上買回庫藏股的申報目的多以「轉讓予員工」居多，其次才是激勵股價的「維護公司信用及股東權益」³，但由於後者須進行減資以致資金永久減少⁴，故公司買回庫藏股票的目的不只是表面申報之目的(許崇源 2000)。根據上述，本研究認為價值低估或許是促使國內企業經營者實施庫藏股計畫的重要原因。

關於庫藏股的研究，國外已累積相當多的證據。許多實證證據顯示，宣告買回股票的主要動機，是傳遞關於公司股價被低估或是管理者對公司未來前景評估的正面訊號，市場也因而呈現正向反應(Dann 1981; Vermaelen 1981; Asquith and Mullins 1986; Comment and Jarrell 1991; Dann et al. 1991; Bartov

¹ 申報買回目的以轉讓股份予員工的 278 件最高，其次為維護公司信用及股東權益，共計 131 件。參見台灣證券交易所「公開資訊觀測站」(<http://newmops.tse.com.tw>)。

² 參見經濟日報(民國 89 年 12 月 3 日，3 版，「股價低迷，企業買回自家股良機」)。

³ 參見註 1 的統計資料。

⁴ 根據證券交易法第二十八條之二第四項規定，若買回目的係申報為「維護公司信用及股東權益」，則應於買回之日起六個月內辦理變更登記，銷除股份，不得再行賣出，至於申報其他目的者，則係自買回之日起三年內應將其轉讓。

1991; Hertz and Jain 1991; Tsetsekos 1993; Lie and McConnell 1998)。一如 Healy and Palepu (1993)與 Palepu et al. (1997)的主張，在資訊不對稱環境下，會計報導並非完美的溝通工具，因此價值低估的公司可以透過購回庫藏股票來傳遞資訊，以彌補會計功能之不足。國內研究中，張仲岳與蔡曉琪(2001)、陳振遠與吳香蘭(2002)、及鄭桂蕙(2002)等研究中均有探討庫藏股宣告之資訊內涵，結果發現宣告時具正向的股價效應，惟研究期間尚短。鑑於庫藏股制度為我國主管機關所積極推動，且在實施後約有一年餘期間裏係和母子公司交叉持股⁵雙軌並行，由於子公司買回母公司股票亦具有正向股價反應（李宗祥 2001），故欲檢測庫藏股宣告對股市的影響，有必要釐清庫藏股宣告效果並非來自子公司買回母公司股票的股價效應。職此，本研究有別於上述國內研究，除了以較長的研究期間來提供庫藏股宣告之資訊效果證據，並進一步考量子公司買回母公司股票之股價效應的干擾。

此外，在庫藏股制度與母子公司交叉持股並行的期間裏，由於金融保險業均受到法令限制，未能設立子公司護盤（鍾惠珍 2000），因此，在訊息傳遞工具有所限制下，金融保險業宣告買回庫藏股票所傳遞的資訊效果強度是否異於非金融保險業，是本研究另一個關注的焦點⁶，目前國內、外研究並無類似的探討。

關於管理當局的庫藏股決策，國外文獻(Stephens and Weisbach 1998; Ikenberry et al. 2000)針對實際購回股數⁷，分別以估計資料及實際資料進行分析，結果發現管理者係策略性交易，當價格增加時會減少股票購回股數，但股價下跌則購回股數增加，此一交易型態和訊號假說相符。國內目前從管理者觀點探討庫藏股決策的研究中，一些係探討股票買回與否（如廖維義 2002；張莉莉 2001）的影響因素，亦有探討國內實際買回數量（黃俊源 2002；許兆億 2001）、宣告買回次數（張莉莉 2001）、及申報買回目的（鄭桂蕙 2002）之影響因素。這些研究從不同的決策角度，驗證公司宣告買回庫藏股是否與傳遞價值低估的資訊有關。其中，實際買回數量（執行率）可能因買回辦法第二、七條的執行買回限制，而增加實際執行的困難度。由於公司擬實施庫藏股計畫時，經董事會決議後須申報「預定買回數量」，同時基於買回辦法第二條之一規定，公司應依所申報之買回數量與價格，確實執行買回本公司股份。主管機關的立意係若無正當理由，則應依預定買回數量執行。本研究以為此一決策項目係公司事前審慎評估並充分討論其可行性後加以規劃決定的，故本研究第二

⁵ 我國公司法於民國 90 年 11 月 12 日修訂，禁止公司執行子公司買回母公司股票之操作。

⁶ 本研究非常感謝匿名評審委員對此議題的建議。

⁷ 由於美國的公司係自願性宣告董事會決議通過的股票購回計畫，但日後並無履行的義務（沈仰斌與黃志仁 2000）。同時美國證管會對於公司執行買回的期限亦無規範，故可知美國公司在實際買回庫藏股的時點與數量上有很大彈性。

個目的擬以「預定買回數量」決策角度⁸出發，進一步探討庫藏股決策之影響因素，俾驗證股價低估是否為管理當局實施庫藏股計劃的主要動機。

本研究之實證結果分述如後。首先，在資訊效果方面：一、當公司宣告買回庫藏股時，市場反應顯著為正，顯示公司的庫藏股決策具有正面的資訊效果，而金融業相對非金融業而言，其資訊效果較強；二、以宣告期間前後各 30 天的股價績效進行比較，發現宣告後的累積異常報酬顯著高於宣告前的。此外，敏感性分析中亦發現排除母子公司交叉持股及庫藏股再次宣告之觀察值後，這類樣本於執行結束後的股價仍持續獲得支撐甚而上升；三、測試影響宣告期間市場反應之因素時，發現公司過去股價績效愈差與淨值市價比率愈高，則公司宣告時市場反應愈大。其次，在庫藏股決策影響因素上，本研究發現：控制相關變數後，庫藏股預定買回數量和公司未來盈餘成長及淨值市價比率成正相關，並和宣告前的股價績效成負相關。故綜合上述兩方面的證據顯示：本研究發現股價低估係公司宣告買回股票的重要動機，而市場投資人亦將此決策視為有利資訊。

本研究應具有以下貢獻：首先，在學術研究方面，本研究之結果可對庫藏股制度之資訊效果，以及公司庫藏股決策係修正股價的動機提供系統化證據；和其他研究不同的是，本研究進一步發現，國內庫藏股宣告的正向資訊效果對於受管制的金融保險業而言較為強烈。本研究結果對主管機關或許具有一些涵意。除了有助於評估目前庫藏股制度的短期實施成效及概況外，鑑於庫藏股決策可傳遞公司價值低估訊息，故在規範內容上，可以思考關於庫藏股買回辦法中所加諸的限制，是否限制了公司執行的彈性而影響其資訊傳遞效果。

本研究第貳節介紹庫藏股規範及相關文獻，第參節發展假說，第肆節說明研究方法，第伍節為實證結果，第陸節為研究結論。

貳、相關規範與文獻探討

一、關於庫藏股之法令規範

這部分簡略說明和本研究相關的庫藏股法令與辦法。根據證券交易法第二十八條之二第一項的規定，上市、上櫃公司有以下情形者，得經董事會決議通過後買回本身股份：一、轉讓股份予員工；二、配合附認股權公司債、附認股權特別股、可轉換公司債、可轉換特別股或認股權憑證之發行，作為股權轉換

⁸ 「上市上櫃公司買回本公司股份辦法」第二條之一規定，公司應依所申報之買回數量與價格，確實執行買回本公司股份。因此，我國庫藏股辦法對於公司實際買回決策並未給予如同美國的自由裁量彈性，故國內公司在決定預計買回的數量後，後續若無正當理由者均應確實執行。此一規定係於九十年六月二十六日修訂增列，但在修訂前財政部證券暨期貨管理委員會發佈的「庫藏股制度疑義問答（2000年9月11日）」第四十題即已指出，對於買回期間符合董事會決議之買回條件而不實際執行者，如無正當理由，經發現有操縱股價情事或意圖時，將依法移送偵辦。

之用；三、為維護公司信用及股東權益所必要而買回，並辦理銷除股份者⁹。第三項規定的買回之程序、價格、數量、方式、轉讓方法及應申報公告事項，係訂定於「上市上櫃公司買回本公司股份辦法」中。

依「上市上櫃公司買回本公司股份辦法」第二條第一項規定，公司於有價證券集中交易市場或證券商營業處所買回自己股份者，應於董事會決議之日起二日內公告，並向財政部證券暨期貨管理委員會申報相關事項，如買回目的、買回股份種類、總金額上限、預定買回期間與數量、買回之區間價格、買回之方式等等；第二項規定公司於申報預定買回本公司股份期間屆滿之日起二個月內，得經董事會三分之二以上董事之出席及出席董事超過二分之一同意，向本會申報變更原買回股份之目的；第二條之一規定公司應依前條所申報之買回數量與價格，確實執行買回本公司股份¹⁰。第五條規定，公司買回股份，應於依第二條申報日起二個月內執行完畢，並應於上述期間屆滿或執行完畢後五日內向本會申報並公告執行情形；逾期未執行完畢者，如須再行買回，應重行提經董事會決議。第六條規定，公司買回股份，應將第二、三及五條之訊息內容，輸入公開資訊觀測站資訊系統。基於上述規定，本研究得以取得所需的相關資料。

二、文獻探討

1. 買回庫藏股之動機與理論

根據國外的相關理論與文獻，解釋公司庫藏股票購回決策的動機主要有資訊或訊號假說(information or signaling hypothesis)、分配剩餘資金假說(excess capital hypothesis)、最適槓桿比率假說(optimal leverage ratio hypothesis)及抗拒購併假說(takeover deterrence hypothesis)等。

所謂「資訊或訊號假說」，是指當管理者和投資人之間存在資訊不對稱情況，公司價值被低估或為了和低品質公司有所區別時，管理者會透過購回公司庫藏股票來傳遞有利資訊給外界(Healy and Palepu 1993)，使市場投資人對公司價值得以精確衡量。過去研究(Dann 1981; Vermaelen 1981; Asquith and Mullins 1986; Comment and Jarrell 1991)指出，公司宣告從公開市場購回庫藏股票時會有正向的股價反應，並推測此一反應可能是投資人將此活動視為公司績效優於預期的訊號。「分配剩餘資金假說」係認為當公司的資金超過其投資機會時，公司可能會保留閒置現金或分配給股東(Jensen 1986)，因此購回股票就如發放

⁹ 證券交易法第二十八條之二的立法理由有三點：第一、使公司得以激勵員工及留住優秀人才；第二、考量給予公司更多籌集資金之管道及方便性；第三、激勵公司股價並維護市場安定。

¹⁰ 二項及第二條之一均為民國 90 年 9 月 26 日新增之規定，前者目的在使庫藏股之買回目的更具彈性，後者則為適度敦促公司切實執行買回本公司股份。

股利一樣，是分配剩餘現金給股東的方法¹¹。此外，公司可能透過舉債買回庫藏股，使得負債增加，或因註銷買回之股票而降低權益，此時均使槓桿比率增加。因此，「最適槓桿比率假說」係假設最適槓桿比率存在，公司或許會透過庫藏股決策來達成這項目標槓桿比率(Opler and Titman 1996; Hovakimian et al. 2001)。前述假說均和影響公司及投資人之內部公司決策有關，但購回決策也可能影響公司和外部團體間的關係。Brown and Ryngaert (1991)、Bagwell (1992) 及 Hodrick (1996)證明股東異質性和股份向上傾斜供給曲線存在，使潛在被購併的目標公司可買回股票以增加購併成本，在「抗拒購併假說」下，由於出售股票之股東具有最低保留價值(the lowest reservation values)，故購回庫藏股票使股票的最低價格提高，而可作為抗拒購併的方法(Bagwell 1991)。

2. 宣告庫藏股計畫之市場反應與資訊本質

雖然對庫藏股交易的動機有以上不同解釋，但其中資訊或訊號假說則普遍獲得實證支持。過去文獻(Dann 1981; Vermaelen 1981; Asquith and Mullins 1986; Comment and Jarrell 1991; Tsetsekos 1993; Ho et al. 1997; 張仲岳與蔡曉琪 2001; 陳振遠與吳香蘭 2002; 鄭桂蕙 2002)檢測庫藏股宣告的股價反應，普遍發現公司宣告購回庫藏股票的主要動機係傳遞有利訊息，而投資人也將此決策解釋為管理者對本期和未來盈餘績效具有信心，因而對庫藏股交易之宣告產生正向的股價反應。Asquith and Mullins (1986)指出宣告購回時產生的正向股價反應，在購回後股價不會回跌至宣告前的水準，顯示已成功地將管理者的評估傳達到市場。Ikenberry et al. (1995)指出，過去研究發現公開市場購回之平均市場反應只有 3.5%，此種小幅反應並不足以修正價格低估，故其拉長報酬期間觀察。結果發現，投資人對公開市場購回有反應不足的現象，宣告後 4 年仍能賺取 12.1% 的股票異常報酬，故與價值低估說法一致，而高淨值市價比率(book-to-market ratio)¹²的公司之平均異常報酬更高達 45.3%。國內研究(張仲岳與蔡曉琪 2001; 陳振遠與吳香蘭 2002; 鄭桂蕙 2002)亦普遍發現淨值市價比愈高的公司隱含較大的低估程度，其庫藏股宣告的異常報酬愈大。

一些研究直接分析公司宣告庫藏股後的盈餘績效與權益風險變化，來探討此一財務決策所傳遞的資訊本質。Vermaelen (1981)認為管理者擬傳遞的未來前景有利資訊應反映在宣告購回庫藏股之後異常現金流量的增加，他以盈餘作為淨現金流量的代理變數，實證結果發現，公司宣告購回後有顯著為正的每股盈

¹¹ 購回股票基於以下兩點理由而優於發放現金股利：(1)公開市場購回不須承諾一定要買回，而且投資人會預期每年都有股利，若後續年度少發則會有懲罰效果，但購回股票則無此問題，故股票購回係分配剩餘現金較有彈性的方法(Bajaj and Vih 1990)；(2)基於個人稅負效果而言，股利係收到金額依一般的所得稅率課稅，購回庫藏股票則只有資本利得部分依資本利得稅率課稅，如此可節省股東稅負，有效增加股東個人的實質財富。

¹² Ikenberry et al. (1995)以淨值市價比率為基準，將此比率較高者歸為‘value’ stock，較低者為‘glamour’ stock，前者的宣告後異常報酬較高。

餘預測誤差。Dann et al. (1991)針對公司宣告公開收購(tender offer)自己公司股票為研究對象，Bartov (1991)則主要觀察宣告公開市場購回(open-market repurchase)庫藏股的公司，兩者均驗證是否此一宣告為公司未來盈餘前景和市場風險水準的資訊來源。結果發現，在宣告後會有正向的未預期盈餘(earnings surprise)和權益系統性風險降低，而宣告時的股價反應和當年與後續年度之未預期盈餘成正相關，且和權益市場風險變動成負相關。有別於過去研究均著重探討庫藏股交易後的已實現盈餘變化，Hertzel and Jain (1991)加以延伸，認為若購回宣告傳遞了關於公司盈餘的資訊，則財務分析師應會修正其盈餘預測，故檢視股價變動和後續分析師盈餘預測變動之間是否有正向關係。結果發現，分析師在購回宣告後會向上修正其每股盈餘的預測。購回宣告的股價反應和短期預測修正成正相關，但和長期修正無關。因此，資訊主要和暫時性盈餘變動有關。國內研究中，蔡柳卿(2000)檢視 84 至 87 年間「子公司買回母公司股票」之實質庫藏股交易的資訊本質，結果發現子公司買回母公司股票後，相對配對公司而言母公司有正向的未預期盈餘；謝尚蓉(2002)則以庫藏股制度通過後實施庫藏股計畫的上市、櫃公司為分析對象，結果發現其在宣告買回股票後，系統性風險呈顯著下降。

3. 庫藏股買回數量決策之影響因素

關於探討公司庫藏股買回數量決策之影響因素的研究有 Stephens and Weisbach (1998)、Ikenberry et al. (2000)及 Dittmar (2000)等，其中所謂的庫藏股決策係指實際購回數量或金額（實際完成率）。在美國，公司係自願性宣告董事會決議通過的股票購回計畫，但宣告後實際購回多少則屬實證問題，Stephens and Weisbach (1998)分析美國自 1981 年至 1990 年共計 450 個公開市場購回計畫，估計公司實際購回數量約為原始宣告之目標股數的 74-82%，並驗證影響股票購回時點和數量的因素，結果發現在一季內購回數量和宣告之前一季的公司股價績效成負相關，顯示與資訊不對稱假說（即本文所稱的訊號假說）的預測相符：管理者會運用公開市場購回股票之時點與程度的彈性，當股價績效不良，則購回股數將增加，反之亦然。由於 Stephens and Weisbach (1998)對實際購回的估計存在誤差，故 Ikenberry et al. (2000)針對加拿大每月的實際購回資料分析，結果發現管理者係策略性交易，亦即價格增加時會減少股票購回股數，但股價下跌則購回股數增加。Dittmar (2000)允許公司動機隨著時間而改變，其以實際購回資料完整檢視過去文獻提及的各種股票購回動機，結果顯示：公司在整個樣本期間裏均利用購回股票俾反應潛在的價值低估，而且低成長公司（BM 比率高）的價值低估程度大，較傾向購回公司股票。而在購併和股票選擇權盛行的時代，購回股票以緩和購併威脅及股票選擇權的稀釋效果等也是購回股票的重要動機。國內相關研究中，許兆億(2001)與黃俊源(2002)均發現，宣告前累積異常報酬和實際買回數量成負向關係，顯示股價下跌愈嚴重，則實際買回愈多，故公司會在股價低估時進行買回。

綜而言之，上述文獻均說明資訊不對稱係導致公司購回股票的重要因素：如宣告之前有不佳的股價績效(Comment and Jarrell 1991)，後續有良好的績效(Dann 1981; Vermaelen 1981)，且在宣告後續長期間有較佳的盈餘和股價績效(Bartov 1991; Ikenberry et al. 1995; Lie and McConnell 1998)，或是系統性風險下降(Bartov 1991；謝尚蓉 2002)。公司股價績效不佳時實際購回的股數增加(Stephens and Weisbach 1998; Ikenberry et al. 2000；許兆億 2001；黃俊源 2002)，以及低成長公司(BM 比率高)的價值低估程度大，較傾向購回公司股票(Dittmar 2000)。

參、研究假說

一、宣告買回庫藏股之資訊效果

訊號假說主張內部人和外部投資人間的資訊不對稱可能導致公司價格誤訂，過去研究發現公司經營階層可能透過購回股票向市場傳遞訊息。據此，市場對此決策應有正面評價。根據問卷調查發現，我國實務上公司管理者多以傳遞股價低估的訊號為購回庫藏股之主要動機(沈永偉 1999；李宗祥 2001)。本研究基於訊號假說及過去文獻結果，預測公司在宣告買回本公司股份時，市場投資人會將此活動視為未來前景有利或價值低估的資訊，進而有正向股價反應。此外，在民國 90 年 11 月公司法修訂前，公司可利用子公司買回母公司股票護盤，此舉有減緩股價低估的作用(毛治文 1999；蔡柳卿 2000)，然而，金融保險業則受制於法令，無法利用子公司買回母公司股票俾維護股價(鍾惠珍 2000)，故當金融保險業價值低估之訊息傳遞工具受限時，本研究預期相對其他產業而言，金融保險業宣告買回庫藏股所產生的資訊效果將更為強烈。茲建立假說一(H1)和假說二(H2)如下(以對立假說表示)：

H1：公司宣告買回本公司股票時，會有正向的股價反應。

H2：相對於非金融保險業而言，金融保險業宣告買回本公司股票的正向股價反應較大。

由於這項正向反應係修正低估的股價，故宣告買回股票後上揚的股價績效，應能減緩宣告前的股價低估程度，而且不會回跌至宣告前的股價。故建立假說三(H3)如下(以對立假說表示)：

H3：公司宣告買回本公司股票後的股價績效，高於宣告前的股價績效。

關於股票買回宣告反應的橫斷面差異，在訊號假說下，宣告買回股票的異常報酬應和宣告時的資訊有關。當公司宣告的預定買回數量愈高，顯示公司管理者的訊號品質愈高，故宣告時市場正向反應愈大(Comment and Jarrell 1991; Radd and Wu 1995)。其次，公司宣告買回之前的不良股價績效及高的淨值市價

比率，係公司股價低估的指標，Comment and Jerrell (1991)，Ho et al. (1997)及 Dittmar (2000)均發現，公司宣告買回本身股票時的正向股價反應和宣告前的股價績效成負相關。至於淨值市價比率，Ikenberry et al. (1995)及 Dechow et al. (1999)指出淨值市價比率可衡量公司成長機會，進而反應公司價值低估的程度，實證證據(Barth and Kasznik 1999; Dittmar 2000)也發現宣告買回股票時的股價反應和淨值市價比率成正向關係。

根據上述文獻，當公司預定買回庫藏股的數量愈高、公司過去股價績效愈差，以及淨值市價比率愈高時，宣告時的市場正向反應愈大。基於以上預測，茲建立假說四(H4)、假說五(H5)和假說六(H6)如下（以對立假說表示）：

H4：公司宣告買回自己股票期間的股價反應，和預定買回數量成正相關。

H5：公司宣告買回自己股票期間的股價反應，和過去股價績效成負相關。

H6：公司宣告買回自己股票期間的股價反應，和公司的淨值市價比率成正相關。

二、影響公司庫藏股決策的因素

Ikenberry et al. (2000)及 Stephens and Weisbach (1998)以分析實際買回決策之影響因素為基礎，分別發現加拿大公司及美國公司係因應市價變動而策略性地執行股票購回計畫，故和訊號假說一致。然而，我國的實際買回數量（執行率）可能因買回辦法第二、七條的執行買回之限制，而增加實際執行的困難度。故本研究以公司可事前審慎評估，並充分討論其可行性後加以規劃決定的「預定買回數量」，來驗證管理當局制定之庫藏股決定的影響因素。根據訊號假說，若公司預期未來盈餘成長愈大、宣告前的股價績效愈差，以及淨值市價比率愈高，則管理當局基於未來前景與股價低估程度，而愈傾向買回更多股票俾修正股價。針對以上推論，本研究建立假說七(H7)至假說九(H9)如下（以對立假說表示）：

H7：公司宣告之庫藏股預定買回數量和未來盈餘成長成正相關。

H8：公司宣告之庫藏股預定買回數量和宣告前股價績效成負相關。

H9：公司宣告之庫藏股預定買回數量和淨值市價比率成正相關。

肆、研究方法

一、實證模式、變數定義與統計檢定

以下將說明驗證各假說之實證模式、變數定義與統計檢定，其中變數定義

彙總於表一。

1. 實施庫藏股計畫之資訊效果

(1) 假說一至假說三之檢定

此處採標準的事件研究法，以宣告買回計畫時的累積平均異常報酬(\overline{CAR})來測試市場對此宣告是否具正向反應，茲計算如下：

$$\overline{CAR} = \sum_{t=t_1}^{t_2} \overline{AR}_t$$

其中，

(t_1, t_2) 代表事件窗期，

$$\overline{AR}_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N AR_{it} = \text{第 } t \text{ 日所有樣本之平均異常報酬，其中 } N \text{ 為樣本數。}$$

本研究係採用「市場調整模式」(market-adjusted model)衡量 i 觀察值第 t 日的異常報酬(AR_{it})¹³，此模式下以第 t 日的原始報酬(R_{it})減除第 t 日的加權股價指數(R_{mt})後，即得該日的異常報酬(AR_{it})，再就 t 日所有樣本公司之異常報酬求平均數，即得第 t 日的平均異常報酬(\overline{AR}_t)。依「上市上櫃公司買回本公司股份辦法」第 2 條規定，公司於有價證券集中交易市場或證券商營業處所買回自己股份者，應於董事會決議之日起二日內公告申報。本研究測試假說時，以「公告日」為事件日(第 0 日)，除了考量事件資訊可能提前釋放，故觀察起始日(t_1)分別設定為事件日之前的第-1、-2、及-3 日外，亦考量市場或許對該事件延遲反應，故亦設定事件日後不同長度的觀察截止日(t_2)。累積平均異常報酬(\overline{CAR})是就事件窗期裏每日平均異常報酬逐日累加而得。此處採 t 檢定，檢視宣告買回庫藏股時的累積平均異常報酬是否顯著大於 0，若是，則假說一成立。其次，進一步檢視金融保險業的累積平均報酬是否顯著大於非金融保險業的，若是，則假說二成立。至於假說三，則檢測事件窗期(-2,+2)外的前後 30 日股價績效差異，此處以第+3 日起 30 天的累積平均異常報酬($POSRET$)減除宣告前第-3 日起往前 30 天的累積平均異常報酬($PRIRET$)後，若 t 檢定的結果顯著大於 0，則假說三成立。亦即：

$$H1: \overline{CAR} > 0$$

¹³ 陳明道與鄧鐸(1993)指出，(1)臺灣股市籌碼不多，國內外總體面的力量影響股價至鉅，市場整體效果必須考慮，以及(2)在漲跌幅設限下，個別 β 有向市場 β 集中之傾向。有鑑於此，本研究主要採用市場調整模式計算異常報酬。本研究另於敏感性分析中採用市場模式(market model)。

$$H2: \overline{CAR}_{\text{金融保險業}} - \overline{CAR}_{\text{非金融保險業}} > 0$$

$$H3: POSRET - PRIRET > 0$$

(2) 假說四至假說六之檢定

假說四至假說六係以模式(1)來進行統計檢定。由於宣告買回時的異常股票報酬可能受到產業特性的影響，故採用固定影響模型(fixed effect model)，加入產業別虛擬變數來控制產業效果¹⁴。由於本研究樣本包含 17 個產業，故設定產業別虛擬變數共計 16 個，如模式(1)所示：

$$CAR3 = a_1 + \sum_{j=1}^{16} a_j' IND_j + a_2 PURSIZ + a_3 PRIRET + a_4 BM + a_5 REP + a_6 INSHOL + a_7 INSPL + a_8 OBJ + u \quad (1)$$

其中，

各變數定義請參見表一，

u = 隨機誤差項。

模式中的因變數係宣告事件期間(-1, +1)之累積異常報酬(CAR3)，此處所關切的自變數分別是宣告預定買回數量(PURSIZ)、宣告前股價績效(PRIRET)及淨值市價比率(BM)。基於訊號假說，預測宣告買回股數可顯示管理者資訊之品質及對公司前景具信心的程度，故預期係數 a_2 應顯著為正，此時假說四成立；若宣告前過去股價績效愈差，則股票價值被低估的程度愈高，其宣告時的市場反應愈大， a_3 應顯著為負，則假說五成立；淨值市價比愈高代表公司股價低估程度愈高，宣告時市場反應愈大， a_4 顯著為正，則假說六獲得支持。

此外，基於過去文獻及本研究之推論，模式(1)亦加入以下控制變數：

(a) 是否重覆宣告買回(REP)：本研究推測，若公司過去短期內曾宣告過庫藏股計畫，則其股價低估程度可能趨緩，再次宣告時釋放有利資訊的效果也因而降低，故此處納入是否重覆宣告買回的虛擬變數，亦即宣告日前六個月內曾宣告買回者設為 1，否則為 0；預期其係數 a_5 的符號應為負。

¹⁴ 本研究利用 F 檢定比較混合最小平方模型與固定影響模型，檢定結果顯示拒絕產業個別截距項皆相等的虛無假設(F=2.01, p=0.011)。

表一 變數定義

變數	定義與說明
<i>CAR</i>	所有觀察值於事件期間(t_1, t_2)的累積平均異常報酬，「公告日」為事件日(第0日)
<i>POSRET</i>	宣告買回股票後之累積異常報酬：累積期間(+3, +32)之累積平均異常報酬，「公告日」為事件日(第0日)
<i>PRIRET</i>	宣告買回股票前的累積異常報酬：累積期間(-32, -3)之累積異常報酬，「公告日」為事件日(第0日)
<i>CAR3</i>	宣告期間(-1,+1)的累積異常報酬，「公告日」為事件日(第0日)
<i>IND_j</i>	產業別虛擬變數，若為j產業則設為1，否則為0
<i>PURSIZ</i>	宣告預定買回數量/宣告當月月初普通股流通在外股數
<i>BM</i>	淨值市值比，宣告當季季初普通股權益之帳面價值除以季初普通股權益市值
<i>REP</i>	是否重覆宣告買回的虛擬變數，宣告日前六個月內曾宣告買回者設為1，否則為0
<i>INSHOL</i>	宣告當月月初內部人持股數/月初普通股流通在外股數
<i>INSPLE</i>	宣告當月月初內部人質押股數/月初普通股流通在外股數
ΔEPS	指預期未來盈餘成長，此處以預期下一季的盈餘成長衡量。假設盈餘係落後4季的隨機漫步行為，故未來一季的盈餘成長 $\Delta EPS_{i,t+1} = (EPS_{i,t-3} - EPS_{i,t-4})/P_{i,t}$ ，其中 $EPS_{i,t-3}$ 及 $EPS_{i,t-4}$ 分別為宣告時前三季及前四季的每股盈餘(調整後)； $P_{i,t}$ 為宣告當季季末的股價
<i>CASFLO</i>	預期現金流量，此處假設係落後4季的隨機漫步行為，故以宣告當季之去年同季的營業活動現金流量衡量，並以季初總權益市價平減；權益市值=(收盤價×流通在外股數)
<i>OBJ</i>	買回目的之虛擬變數，若為維護公司信用及股東權益，則設為1，否則為0
<i>LEVER</i>	指公司偏離最適槓桿比率的程度。以公司宣告買回庫藏股之前一季負債比率與同業公司負債比率中位數的差異來衡量；負債比率係以公司總負債除以總資產

(b) 內部人持股比率(*INSHOL*)以及內部人質押比率(*INSPLE*): Vermaelen (1981); Comment and Jarrell (1991); Radd and Wu (1995)以及 McNally (1999)等學者，均視內部人持股比率為傳遞給市場的正面訊號¹⁵，其研究亦均發現內部人持股比例和股票購回的市場反應成正相關。由於我國庫藏股制度中規範內部人在公司

¹⁵ Leland and Pyle (1977)和 Jensen and Meckling (1976)主張，若管理者持股增加，則分別基於傳遞有利訊息以及代理成本降低，而預測對公司價值有正向效果。

執行買回庫藏股期間, 不得賣出持股¹⁶, 因此, 內部人持股比率亦是宣告購回庫藏股時傳遞給投資人的一項資訊, 預期係數 a_6 應為正號。然而, 在臺灣的環境下, 內部人質押比率愈高顯示公司內部人有可能透過買回股票來擴張信用¹⁷, 庫藏股決策便成了為內部人護盤的工具, 市場應有負面反應, 故本研究亦對此加以控制, 預期係數 a_7 應為負號。

(c) 宣告買回目的之虛擬變數(*OBJ*): 申報買回目的若係為「維護公司信用及股東權益」時, 由於須依規定進行減資, 故此一傳遞公司價值低估的訊號更為強烈, 故納入目的別虛擬變數, 若為維護公司信用及股東權益, 則設為 1, 否則為 0, 預期其係數符號 a_8 為正。

2. 影響公司庫藏股決策的因素

庫藏股買回決策除了個別公司特徵的影響因素外, 也可能受到產業特質的影響, 故假說七至假說九的檢定模式採固定影響模式¹⁸, 加入產業別虛擬變數來控制產業效果。如同模式(1), 設定產業別虛擬變數共計 16 個, 如下所示:

$$PURSIZ_i = b_1 + \sum_{j=1}^{16} b_j IND_j + b_2 \Delta EPS_i + b_3 PRIRET_i + b_4 BM_i + b_5 REP_i + b_6 CASFLO_i + b_7 INSHOL_i + b_8 INSPLE_i + b_9 LEVER_i + v_i \quad (2)$$

其中,

各變數定義請參見表一,

v_i = 隨機誤差項。

根據我國上市上櫃公司買回本公司股份辦法, 除非基於價格超出買回價格區間或受限於漲幅等正當理由, 否則應就宣告預定買回數量執行庫藏股計畫。在訊號假說下, 若公司未來有優越的盈餘績效(ΔEPS), 則基於傳遞有利資訊的心理, 應會宣告買回較多股票, 故係數 b_2 預期為正, 此時假說七成立; 當公司過去股價績效(*PRIRET*)愈差, 則股價低估的程度愈高, 管理者應傾向買回更多股票俾修正股價, 故預測 b_3 的係數為負, 則假說八成立; 同樣地, 淨值市價比率愈高代表低估程度愈高, 對公司預定買回數量應有正面影響, 故 b_4 應顯著為正, 此時假說九成立。

¹⁶ 見證券交易法二十八條之二第六項規定。其中規範的「內部人」係指依公司法第三百六十九條之一規定的關係企業或董事、監察人、經理人之本人及其配偶、未成年子女或利用他人名義持有股份者。但由於證券交易法第二十五條第二項規定董事、監察人、經理人及大股東應向公司按月申報其持股變動, 並由公司向主管機關申報, 第二十五條第四項則規定這些持股人若有設質, 亦應公告申報。據此, 本研究無法取得其餘內部人的每月持股及質押資料。本研究之「內部人」指可取得每月持股及質押資料的董事、監察人、經理人與大股東。

¹⁷ 根據沈仰斌與黃志仁(2000)的實證結果, 大股東質押比率愈高, 公司愈有動機利用子公司操作母公司股票。

¹⁸ F 檢定結果顯示拒絕產業個別截距項皆相等的虛無假設($F=2.36, p=0.001$)。

模式(2)中另加入以下控制變數：是否重覆宣告買回之虛擬變數(*REP*)、預期未來現金流量(*CASFLO*)、內部人持股比率(*INSHOL*)、內部人質押比率(*INSPLE*)以及偏離最適槓桿比率程度(*LEVER*)。公司可能因故未於庫藏股計畫執行期限內執行完畢，而經董事會決議通過後再重新公告申報庫藏股計畫，此時，公司後續的買回股份行動只是繼續將前一次的計畫執行完畢，因而宣告買回股數偏低，故預期 *REP* 的係數 b_5 符號為負；此外，公司可能會考量未來現金狀況執行庫藏股買回(Stephens and Weisbach 1998)，此處預測 *CASFLO* 的係數 b_6 為正，代表公司未來現金愈充裕，則公司愈有能力買回本身被低估的股票；內部人持股愈多，顯示個人財富繫於公司的程度愈高，則公司股價低估時愈傾向積極買回股票，預測 *INSHOL* 之係數 b_7 為正；內部人質押比率愈高，則可能買回較多股票俾擴張信用，故預測 *INSPLE* 之係數 b_8 為正；另外，基於「最適槓桿比率假說」，當公司的槓桿比率低於最適槓桿比率時，即可能進行買回庫藏股，藉以達成目標資本結構(Dittmar 2000; Hovakimian et al. 2001)。本研究參酌 Dittmar (2000)的作法，以同業公司負債比率之中位數作為最適負債比率的代理變數。此處以公司宣告買回庫藏股之前一季負債比率與該季最適負債比率的差異，來衡量公司偏離最適槓桿比率的程度(*LEVER*)，預期 *LEVER* 係數 b_9 為負¹⁹。

二、樣本選取與資料來源

本研究設定民國 89 年 8 月 7 日起至民國 90 年 9 月 30 日止為研究期間，以這段期間內進行庫藏股買回宣告的上市公司（家/次）為初步樣本²⁰，進行各假說檢定時若有股價或財務等資料不齊全者，再進一步刪除之，結果樣本數共計有 406 家/次。樣本的年度月份分佈及產業分佈列示於表二及表三。由表二看來，庫藏股制度實施初期，公司相當積極採行庫藏股計畫，其中 89 年 11 月份創下單月最高宣告家次的紀錄，90 年起則趨於平緩，然而 9 月份宣告庫藏股計畫的家次又再度上揚為 37 次，推測可能是美國 911 恐怖攻擊事件對股市衝擊的影響所致²¹。

表二 庫藏股宣告家次年度月份分佈

年度 \ 月份	1 月	2 月	3 月	4 月	5 月	6 月	7 月	8 月	9 月	10 月	11 月	12 月	合計
89	—	—	—	—	—	—	—	11	41	69	71	40	232
90	16	8	14	14	17	16	28	24	37	—	—	—	174
合計	16	8	14	14	17	16	28	35	78	69	71	40	406

¹⁹ 在我國現行兩稅合一制度下，利息稅盾已不存在(商景明 2001)。然而，負債比率增加的槓桿利益，除了利息稅盾外，尚有促使管理當局專注於價值的創造上(Palepu et al. 1997, 11-14)。

²⁰ 尚未考慮資料遺漏前，本文研究期間內上市公司宣告實施庫藏股共計有 203 家(413 家/次)。

²¹ 美國 911 事件之前只有 2 次庫藏股宣告，該事件之後則有 35 次之多。

由表三可知，樣本中以金融業的 106 次（佔 26.11%）及電子業 73 次（佔 17.98%）居多，而玻璃陶磁、橡膠及綜合等產業則均為 0。金融業的次數居多，或許因為金融業在成立投資子公司護盤上受到法令限制，因而買回本公司股票成為金融業重要的護盤措施，故宣告次數居冠。為避免樣本集中於某些產業造成研究結果偏誤，後續實證模式將控制產業效果。

本研究之股價、內部人質押比率與內部人持股比率、相關財務變數、公司買回庫藏股之公告日期、預計買回數量及申報買回目的等資料，均取自「台灣經濟新報」資料庫與證券交易所的「公開資訊觀測站」。

表三 樣本產業分佈

產業代號與名稱	申報買回目的	轉讓股份 予員工	股權轉換	維護 股東權益	宣告次數 (樣本百分比)	公司總數
11	水泥業	1	0	4	5 (1.23)	3
12	食品業	1	0	0	1 (0.25)	1
13	塑膠業	3	0	2	5 (1.23)	3
14	紡織纖維業	11	1	20	32 (7.88)	18
15	電機機械業	17	0	6	23(5.67)	11
16	電器電纜業	6	0	8	14(3.45)	6
17	化學業	7	0	10	17(4.19)	7
18	玻璃陶瓷業	0	0	0	0(0.00)	0
19	造紙業	9	0	0	9(2.21)	3
20	鋼鐵業	9	0	22	31(7.62)	10
21	橡膠業	0	0	0	0(0.00)	0
22	汽車業	2	0	0	2(0.49)	2
23/ 24	電子資訊業	68	1	4	73 (17.98)	49
25	建材營造業	11	0	23	34(8.37)	16
26	運輸業	4	0	7	11(2.71)	6
27	觀光業	6	0	0	6(1.48)	1
28	金融保險業	98	0	8	106 (26.11)	38
29	貿易百貨業	2	3	9	14(3.45)	4
98	綜合業	0	0	0	0(0.00)	0
99	其他	16	0	7	23(5.67)	13
合計 (百分比)		271(66.75)	5(1.23)	130(32.02)	406	191

伍、實證結果分析

一、敘述統計分析

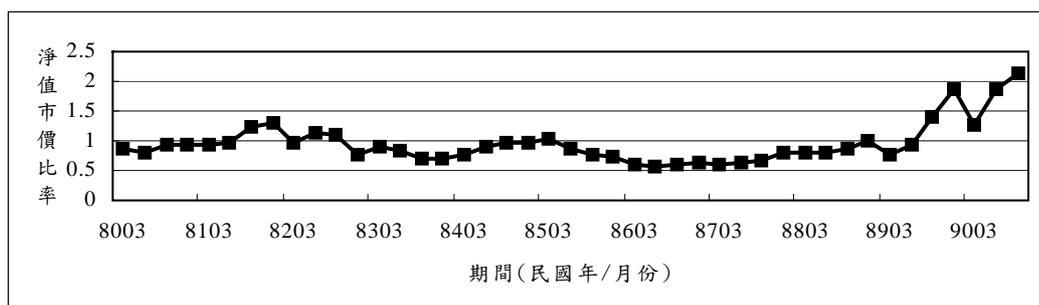
本研究各變數的敘述統計量如表四所示。表四中值得注意的是，宣告前的累積平均異常報酬(*PRIRET*)平均為負(平均數為-4.417%)，顯示樣本公司宣告前的平均股價績效不佳；淨值市價比率(*BM*)平均數1.423，中位數為1.316，兩者均大於1，顯示市價相對於淨值而言較低²²。是否重覆宣告的虛擬變數(*REP*)中位數為0，小於平均數為0.441，表示大部分公司不會在半年內重覆宣告買回庫藏股。預期下季盈餘成長(Δ *EPS*)平均為-0.015，中位數為-0.009，本研究另計算未宣告買回者其盈餘成長平均數為-0.025，可見當時所有上市公司平均呈現負向的獲利趨勢。

表四 敘述統計量(n=406)

變數	平均數	標準差	最小值	中位數	最大值
<i>CAR3</i> (%)	2.843	5.907	-12.510	2.530	22.620
<i>PRIRET</i> (%)	-4.417	17.272	-61.490	-3.465	52.270
<i>POSRET</i> (%)	5.590	17.129	-55.380	5.800	73.980
<i>PURSIZ</i> (%)	2.730	1.898	0.188	2.304	10.008
<i>BM</i>	1.423	0.820	0.226	1.316	8.756
<i>REP</i>	0.441	0.497	0	0	1
<i>INSHOL</i>	0.247	0.137	0.026	0.218	0.611
<i>INSPLE</i>	0.053	0.064	0	0.033	0.354
Δ <i>EPS</i>	-0.015	0.134	-0.579	-0.009	1.527
<i>CASFLO</i>	0.113	0.345	-1.325	0.069	3.062
<i>LEVER</i>	-0.054	0.152	-0.792	-0.012	0.365

^a 各變數之定義參見表一之說明。

²² 由於未入帳的無形資產及超額獲利能力之存在(鄭丁旺 2001, 559), 通常淨值市價比率應會小於1, 但根據圖一列示的所有上市公司淨值市價比率趨勢可知, 本研究之研究期間(民國89年8月7日起至90年9月30日止)裏其平均淨值市價比率大於1, 顯示這段期間普遍存在股價滑落至低於淨值的情形。



圖一 上市公司平均淨值市價比率趨勢

表五列示各變數間初步的相關性，右上角為 Pearson 積差相關係數，左下角為 Spearman 相關係數，一些自變數具顯著相關性，但相關係數不高。後續迴歸分析時，將進一步納入控制變數後探討各自變數的影響。

表五 相關係數矩陣

	CAR3	PURSIZ	PRIRET	BM	REP	INSHOL	INSPLE	△EPS	CASFLO	LEVER
CAR3		0.087 (0.083)	-0.107 (0.031)	0.161 (0.001)	-0.123 (0.013)	-0.018 (0.716)	-0.077 (0.120)	-0.060 (0.230)	-0.008 (0.875)	-0.118 (0.018)
PURSIZ	0.054 (0.280)		-0.065 (0.189)	0.117 (0.019)	-0.202 (0.000)	0.089 (0.075)	0.036 (0.475)	0.110 (0.027)	0.088 (0.075)	-0.056 (0.263)
PRIRET	-0.097 (0.051)	-0.096 (0.054)		0.117 (0.018)	0.327 (0.000)	-0.022 (0.661)	0.010 (0.836)	0.080 (0.107)	0.061 (0.224)	-0.100 (0.044)
BM	0.124 (0.012)	0.059 (0.238)	0.142 (0.004)		0.138 (0.005)	-0.200 (0.000)	-0.060 (0.232)	0.084 (0.090)	-0.029 (0.560)	-0.058 (0.244)
REP	-0.126 (0.011)	-0.183 (0.000)	0.346 (0.000)	0.156 (0.001)		-0.041 (0.410)	0.164 (0.001)	0.063 (0.204)	0.072 (0.150)	-0.084 (0.091)
INSHOL	0.014 (0.783)	0.054 (0.279)	-0.029 (0.554)	-0.203 (0.000)	-0.043 (0.388)		0.402 (0.000)	-0.046 (0.356)	0.119 (0.017)	-0.075 (0.135)
INSPLE	-0.064 (0.202)	0.021 (0.679)	0.001 (0.988)	-0.106 (0.033)	0.153 (0.002)	0.238 (0.000)		0.003 (0.959)	0.197 (0.000)	0.135 (0.007)
△EPS	-0.025 (0.622)	0.118 (0.017)	0.097 (0.050)	-0.011 (0.833)	0.068 (0.171)	-0.055 (0.267)	0.027 (0.591)		-0.090 (0.069)	0.014 (0.781)
CASFLO	0.003 (0.946)	0.030 (0.540)	0.049 (0.328)	0.049 (0.321)	0.129 (0.009)	0.103 (0.038)	0.159 (0.000)	-0.096 (0.054)		-0.059 (0.241)
LEVER	-0.096 (0.055)	-0.091 (0.070)	-0.097 (0.053)	-0.116 (0.020)	-0.056 (0.264)	0.007 (0.883)	0.208 (0.001)	-0.042 (0.407)	-0.084 (0.094)	

^a 右上角為 Pearson 積差相關係數，左下角為 Spearman 相關係數。

^b 變數定義詳見表一之說明。

二、宣告買回庫藏股之資訊效果

表六為宣告買回庫藏股前後之平均異常報酬分析結果。該表除列示全部產業整體樣本的資訊效果外，並進一步區分金融保險業、電子業與其他產業。就全部產業而言，表六顯示公告買回的事件日前大體上均呈現負向異常報酬，且自第-6日起連續5天的異常報酬均顯著為負，至於第-1日即呈現正向異常報酬，或許是因為正式公告前董事會決議的訊息已提前自其他管道釋放至市場。而自第0日起則有連續7天至少達5%顯著水準的正向異常報酬，初步顯示市場對公司宣告買回庫藏股具有正面的反應。後續如第12、15、17-20日等均有顯著正向的異常報酬，顯示市場對公司宣告買回會有延遲反應的情形。故後續假說一、二的檢定除了短窗期外，亦向後拉長觀察期間來分析。

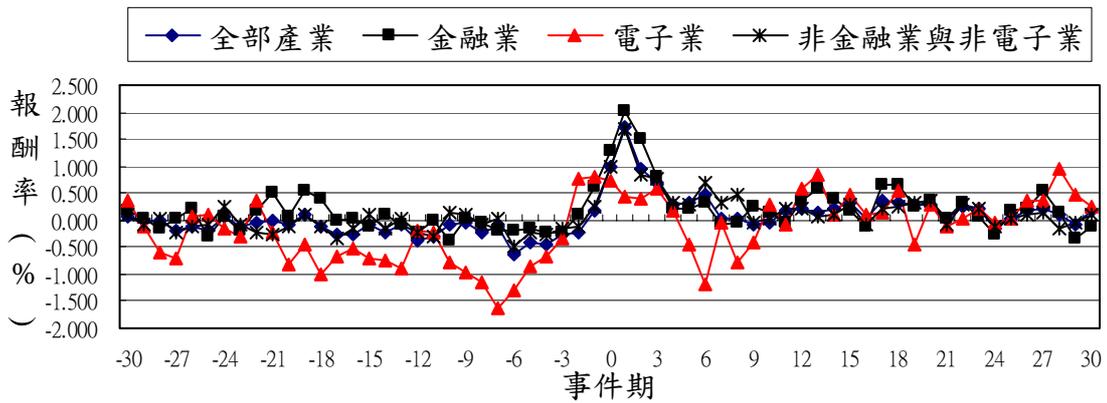
表六 宣告買回庫藏股前後之平均異常報酬

事 件 期	全部		產業別					
	產業		金融保險業		非金融保險業			
	AR	AR(t)	AR	AR(t)	電子業		非電子業	
					AR	AR(t)	AR	AR(t)
-30	0.063	0.511	0.182	0.764	0.379	1.238	0.098	0.582
-29	-0.018	-0.150	0.014	0.062	-0.125	-0.433	-0.086	-0.535
-28	-0.008	-0.058	-0.171	-0.812	-0.604	-2.163	0.015	0.075
-27	-0.197	-1.506	0.039	0.189	-0.705	-2.509	-0.230	-1.229
-26	-0.124	-1.011	0.199	0.887	0.065	0.203	-0.113	-0.667
-25	-0.195	-1.529	-0.316	-1.566	0.103	0.375	-0.089	-0.505
-24	0.073	0.620	0.067	0.430	-0.165	-0.624	0.247	1.363
-23	-0.104	-0.856	-0.200	-1.086	-0.303	-1.103	-0.071	-0.396
-22	-0.049	-0.408	0.162	0.753	0.345	1.267	-0.239	-1.397
-21	-0.017	-0.130	0.505	2.340 **	-0.239	-0.904	-0.261	-1.463
-20	-0.082	-0.684	0.056	0.283	-0.832	-3.071 ***	-0.129	-0.738
-19	0.103	0.791	0.531	1.957 *	-0.442	-1.595	0.108	0.607
-18	-0.101	-0.767	0.397	1.553	-1.002	-3.886 ***	-0.102	-0.551
-17	-0.283	-2.164 **	-0.014	-0.061	-0.679	-2.426 **	-0.323	-1.709 *
-16	-0.253	-2.010	0.037	0.164	-0.519	-1.674 *	-0.161	-0.893
-15	-0.065	-0.510	-0.102	-0.456	-0.695	-2.402 **	0.102	0.576
-14	-0.213	-1.539	0.100	0.442	-0.761	-2.917 ***	-0.156	-0.777
-13	-0.092	-0.750	-0.070	-0.346	-0.904	-3.249 ***	0.011	0.063
-12	-0.367	-2.953 ***	-0.220	-1.008	-0.176	-0.517	-0.243	-1.397
-11	-0.297	-2.271 **	0.004	0.017	-0.239	-0.804	-0.319	-1.756 *
-10	-0.066	-0.490	-0.378	-1.494	-0.775	-2.242 **	0.125	0.674
-9	-0.039	-0.308	0.027	0.110	-0.966	-3.055 ***	0.100	0.579
-8	-0.218	-1.619	-0.059	-0.262	-1.163	-4.267 ***	-0.070	-0.382
-7	-0.136	-1.005	-0.182	-0.732	-1.639	-6.175 ***	0.010	0.055
-6	-0.624	-4.889 ***	-0.182	-0.718	-1.284	-4.402 ***	-0.482	-2.816 ***
-5	-0.422	-2.950 ***	-0.174	-0.686	-0.846	-2.591 **	-0.211	-1.052
-4	-0.444	-3.322 ***	-0.224	-0.853	-0.677	-1.719 *	-0.275	-1.570
-3	-0.275	-1.983 **	-0.225	-0.867	-0.347	-0.939	-0.167	-0.884
-2	-0.242	-1.646 *	0.089	0.363	0.766	2.161 **	-0.130	-0.628
-1	0.194	1.295	0.606	2.351 **	0.809	2.200 **	0.238	1.155
0	1.006	6.390 **	1.293	4.734 **	0.734	2.080 *	0.984	4.543 **
1	1.708	11.482 ***	2.023	7.501 ***	0.423	1.188	1.692	8.503 ***
2	0.952	6.251 ***	1.498	5.657 ***	0.386	1.293	0.846	3.903 ***
3	0.708	5.317 ***	0.787	3.474 ***	0.566	1.817 *	0.751	3.967 ***
4	0.282	2.118 **	0.223	0.908	0.166	0.523	0.321	1.752 *
5	0.332	2.455 **	0.201	0.893	-0.452	-1.409	0.294	1.570
6	0.473	3.625 ***	0.327	1.337	-1.200	-4.448 ***	0.675	3.717 ***
7	0.038	0.295	-0.071	-0.327	-0.029	-0.108	0.327	1.798 *
8	0.033	0.234	-0.050	-0.208	-0.787	-2.581 ***	0.464	2.322 **
9	-0.087	-0.702	0.251	1.093	-0.415	-1.286	-0.048	-0.281
10	-0.047	-0.369	0.145	0.633	0.303	1.097	0.046	0.259
11	0.168	1.299	-0.028	-0.119	-0.070	-0.244	0.205	1.184
12	0.202	1.707 *	0.347	1.646	0.585	1.910 *	0.217	1.284
13	0.157	1.169	0.580	2.823 ***	0.833	2.274 **	0.068	0.352
14	0.195	1.583	0.389	1.704 *	0.090	0.308	0.115	0.707

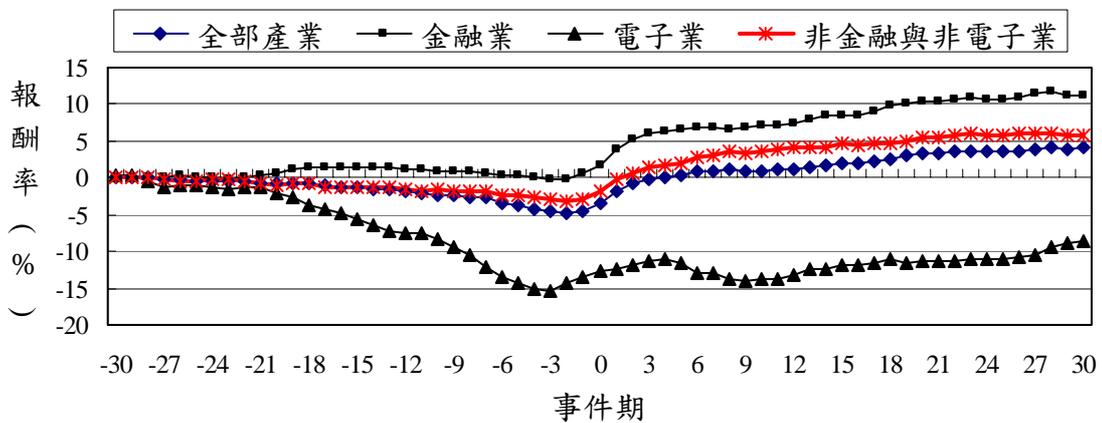
15	0.324	2.482 ^{**}	0.178	0.695	0.461	1.226	0.299	1.721 [*]
16	0.034	0.259	-0.130	-0.569	0.096	0.318	-0.074	-0.409
17	0.361	2.675 ^{***}	0.671	2.728 ^{***}	0.135	0.458	0.210	1.163
18	0.330	2.645 ^{***}	0.647	3.036 ^{***}	0.532	1.701 [*]	0.238	1.403
19	0.286	2.148 ^{**}	0.262	1.081	-0.447	-1.478	0.308	1.662 [*]
20	0.293	2.399 ^{**}	0.364	1.746 [*]	0.293	0.970	0.378	2.229 ^{**}
21	0.011	0.092	0.031	0.159	-0.121	-0.437	-0.068	-0.387
22	0.245	1.885 [*]	0.332	1.582	0.028	0.085	0.276	1.453
23	0.197	1.567	0.069	0.350	0.208	0.658	0.205	1.124
24	-0.142	-1.141	-0.250	-1.179	-0.049	-0.173	-0.114	-0.683
25	0.010	0.079	0.168	0.786	0.026	0.096	0.017	0.089
26	0.160	1.232	0.205	0.994	0.346	1.060	0.100	0.524
27	0.220	1.743 [*]	0.541	2.648 ^{***}	0.374	1.139	0.155	0.855
28	0.098	0.741	0.130	0.644	0.969	2.846 ^{***}	-0.148	-0.810
29	-0.065	-0.481	-0.342	-1.737 [*]	0.477	1.368	-0.062	-0.318
30	0.172	1.416	-0.109	-0.476	0.236	0.738	0.121	0.776

進一步區分產業的結果，可看出金融保險業在第 0 日至第+3 日均呈現達 1% 顯著水準的正向異常報酬，且公告前一日即有顯著的正向異常報酬。至於電子業，自公告前 2 日起即呈現顯著的正向異常報酬，此一現象可能源於電子業備受媒體及分析師關注，故資訊更早釋放所致。圖二及圖三分別為全部產業及產業別的平均異常報酬與累積平均異常報酬趨勢，大致上可發現各產業在宣告之前均有不同程度的股價下滑趨勢，然而宣告買回庫藏股時，累積平均異常報酬開始持續上揚，似乎顯示投資人對公司發佈的股價低估訊號具有信心，低估的價格逐漸獲得修正。

各事件窗期之累積平均異常報酬的分析結果，如表七所示。由表七第一部分可看出，全體樣本在各事件窗期下的累積平均異常報酬均顯著為正，且達 1% 顯著水準，故假說一獲得支持。其次，至於金融保險業之股票買回宣告資訊效果是否比非金融保險業者強烈，其分析結果如表七第二部分所示，除了窗期(0,0)及(-1,+30)的正向差異未達顯著水準外，金融業在各事件窗期下均呈現較非金融業更高的正向累積異常報酬，故假說二亦成立。最後，表七第三部分顯示整體樣本宣告後(+3,+32)的累積平均異常報酬 5.618%，亦顯著大於宣告前(-32,+3)的-4.648%，即使區分金融業與非金融業亦獲得相同結果，故假說三亦成立。上述結果表示，整體而言，公司的庫藏股計畫確能傳遞正面資訊至市場中，使公司股價低估的情形獲得減緩或修正。同時，金融業在訊息傳遞工具受限下，實施庫藏股計畫所傳遞的資訊效果更為強烈。



圖二 宣告買回庫藏股前後的平均異常報酬趨勢



圖三 宣告買回庫藏股前後的累積平均異常報酬趨勢

除了上述測試宣告買回的平均股價反應之外，假說四至假說六進一步分析股票買回宣告之市場反應的橫斷面差異，亦即探討影響宣告時市場反應的因素，迴歸分析結果如表八所示。表八顯示迴歸模式整體解釋力具顯著性（ F 值=2.23， p 值=0.001， $Adj.R^2=0.072$ ）。利用 White test 檢定發現具有異質變異數的問題（ F 值=1.999， p 值=0.002），故以 White (1980)修正共變異矩陣進行調整。另外，由各自變數的變異膨脹因子（variance inflation factor；簡稱 VIF）²³可知並無嚴重的共線性問題。

²³ 表七的自變數 VIF 均小於 2。一般而言，若 VIF 大於 10，則表示變數間有顯著共線性，會造成互變異數矩陣值變大，導致迴歸係數不穩定。

表七 庫藏股買回宣告期間之累積平均異常報酬分析

事件 窗期	第一部分：全部樣本		第二部分：金融保險業與非金融保險業之比較		
			金融保險業	非金融保險業	差異
	CAR(%)	t 值	CAR(%) 標準差	CAR(%) 標準差	t 值
(0, 0)	1.006	6.390***	1.293 (2.839)	0.907 (3.361)	1.07
(-3,+1)	2.387	6.190***	3.786 (6.580)	1.891 (8.316)	2.15**
(-3,+2)	3.336	7.982***	5.284 (7.201)	2.654 (8.960)	2.76***
(-3,+3)	4.042	9.126***	6.071 (7.452)	3.333 (9.546)	2.71***
(-3,+10)	5.056	8.323***	7.097 (11.050)	4.382 (12.925)	1.95*
(-3,+20)	7.387	9.483***	10.377 (14.712)	6.404 (16.378)	2.23**
(-3,+30)	8.287	9.113***	11.148 (15.443)	7.340 (19.671)	1.83*
(-2,+2)	3.610	9.593***	5.509 (6.540)	2.942 (8.034)	3.00***
(-1,+1)	2.901	9.930***	3.923 (5.421)	2.556 (6.184)	2.04**
(-1,+2)	3.851	11.137***	5.420 (6.326)	3.319 (7.315)	2.66***
(-1,+3)	4.556	11.803***	6.207 (6.812)	3.998 (8.247)	2.51**
(-1,+10)	5.570	9.906***	7.233 (10.044)	5.047 (12.013)	1.70*
(-1,+20)	7.901	10.369***	10.513 (14.335)	7.069 (16.040)	1.98**
(-1,+30)	8.801	9.830***	11.285 (14.986)	8.004 (19.432)	1.60

第三部分：POSRET - PRIRET > 0				
	全部產業		區分產業	
			金融保險業	非金融保險業
POSRET (%)	5.618		6.542	5.304
PRIRET (%)	-4.648		0.188	-6.296
差異	10.266		6.354	11.600
(t 值)	(7.619 ***)		(2.525 **)	(7.324 ***)

^a 變數定義見表一之說明。

^b *、**與***分別表示 10%、5%及 1%的顯著水準。

此處的主要變數為預定買回數量(*PURSIZ*)、過去股價績效(*PRIRET*)，以及淨值市價比率(*BM*)。分析結果顯示：預定買回數量(*PURSIZ*)的估計係數 0.144 與預期正向相符，然而並不顯著 (p 值=0.16)，故假說三未獲支持，由於公司預計買回數量可能會受到買回辦法第七條之限制，而未能在買回期限內實際執行完畢²⁴。故本研究此一分析結果，可能是投資人短期內對公司預定買回數量之訊號持保留態度所致。

過去股價績效(*PRIRET*)之估計係數為-0.043，與預期負號相符，並達 1%顯著水準 (p 值=0.008)，亦即公司過去股價績效愈差，宣告日市場反應愈大，假說四獲得支持。淨值市價比率(*BM*)係數顯著為正 (係數=1.064, p 值=0.017)，與預期相符，故假說五成立。這些統計結果顯示，公司宣告買回庫藏股票的市場反應，會受到和此宣告有關的資訊所影響，亦即當公司特質顯示其股價低估

²⁴ 根據公開資訊觀測站截至民國 91 年 12 月 6 日止的統計資料，上市公司 611 件已屆滿執行期間者，有 204 件(33.38%)依照公司原計畫買回數量百分之百執行完畢，執行率達 75%者有 319 件(52.21%)，達 50%者有 410 件(67%)。

程度愈大時，則投資人對此一宣告愈持正面看法，其正向反應愈大。

表八 宣告購回庫藏股股價反應之橫斷面差異迴歸分析結果

$$CAR3_i = a_1 + \sum_{j=1}^{16} a_j^I IND_j + a_2 PURSIZ_i + a_3 PRIRET_i + a_4 BM_i + a_5 REP_i + a_6 INSHOL_i + a_7 INSPLE_i + a_8 OBJ_i + u_i$$

變數	預測符號	係數	標準誤	t 值	p 值	VIF
截距項	?	-0.063	1.436	-0.044	0.483	0
<i>PURSIZ</i>	+	0.144	0.144	0.995	0.160	1.229
<i>PRIRET</i>	-	-0.043	0.018	-2.405	0.008	1.248
<i>BM</i>	+	1.064	0.500	2.127	0.017	1.702
<i>REP</i>	-	-1.023	0.547	-1.876	0.031	1.303
<i>INSHOL</i>	+	3.456	2.169	1.595	0.056	1.461
<i>INSPLE</i>	-	-7.145	5.102	-1.401	0.081	1.436
<i>OBJ</i>	+	0.328	0.655	0.501	0.308	1.649

n=406
*Adj.R*² = 0.072
 Model F=2.23 (p=0.001)
 White test : F=1.999 (p=0.002)

^a 各變數定義請參見表一之說明。

^b 各產業虛擬變數之估計係數值非本研究重點，故不予列示，各估計係數除截距項外，均為單尾檢定。

^c 此處以 White (1980)調整程序修正共變異矩陣得出的標準差、t 值及 p 值列示。

控制變數中重覆宣告買回之虛擬變數(*REP*)、內部人持股比率(*INSHOL*)及內部人質押比率(*INSPLE*)等的係數估計與預期方向相符且達顯著水準。顯示過去半年內曾宣告買回庫藏股的公司，其股價低估程度趨緩，而再度宣告時釋放有利資訊的效果也因而降低；另外內部人持股比率愈高，投資人對此訊號的信心愈強，故宣告時的反應愈大，並且內部人質押比率愈高時，投資人愈持負面的看法。至於目的別虛擬變數(*OBJ*)之係數與預期的正向相符，但不顯著，故無明顯的證據支持宣告買回目的之差異，會影響買回庫藏股的短期股價效果。

三、影響公司庫藏股決策的因素－資訊傳遞動機之驗證

假說七至假說九係基於訊號假說，來驗證公司決定庫藏股買回數量的影響因素，分析結果列示如表九。表九顯示，模式(2)的整體解釋力達顯著水準 (F 值=3.340, p 值=0.000, *Adj.R*²=0.127)，由於亦存在異質變異的問題 (White test : F 值=2.765, p 值=0.000)，故表中均以 White (1980)調整程序修正共變異矩陣得出的標準差、t 值及 p 值列示。各自變數的 VIF 值均小於 2，故可知並無嚴重的共線性問題。

關於主要變數之迴歸結果分述如后。衡量公司未來前景的預期下一季盈餘成長(ΔEPS)其迴歸係數估計為 1.906，顯著為正，達 1% 顯著水準 (p 值=0.002)。

過去股價績效(*PRIRET*)及淨值市價比率(*BM*)係衡量股價低估程度, 其中過去股價績效的估計係數與預期負向相符(係數值=-0.229, p 值=0.100), 達邊際顯著水準; 至於淨值市價比率, 其係數估計亦與預期的正向一致(係數值=0.298, p 值=0.014), 達 5% 顯著水準。以上的檢定結果支持假說七至假說九。

控制變數中, 重覆宣告買回庫藏股之虛擬變數(*REP*)係數顯著為負(p 值=0.000), 與預期一致, 表示公司有可能因為前次宣告尚未執行完畢, 本次宣告只是繼續前一次的購回計畫而已; 另外, 預期現金流量(*CASFLO*)係數顯著為正(p 值=0.009), 顯示公司會視未來現金狀況來決定買回數量。內部人持股比率(*INSHOL*)及內部人質押比率(*INSPLE*)均與預期方向相符(p 值分別為 0.040 及 0.246), 惟後者並不顯著。至於偏離最適槓桿比率的程度(*LEVER*), 係數為負但不顯著(p 值=0.351), 故未支持「最適槓桿比率」之預期, 表示庫藏股買回程度和達成目標槓桿比率無關。

整體而言, 上述的證據顯示, 在控制其他相關因素後, 公司預定買回庫藏股數量之決策, 會受到未來盈餘成長及目前股價低估程度等因素的影響, 而這些因素和傳遞正面訊號有關。因此, 公司實施庫藏股計畫的動機與傳遞資訊假說相符。

表九 庫藏股決策影響因素之迴歸分析結果

$$\text{模式(2): } PURSIZ_i = b_1 + \sum_{j=1}^{16} b_j IND_j + b_2 \Delta EPS_i + b_3 PRIRET_i + b_4 BM_i + b_5 REP_i + b_6 CASFLO_i + b_7 INSHOL_i + b_8 INSPLE_i + b_9 LEVER_i + v_i$$

變數	預測符號	係數	標準差	t 值	p 值	VIF
截距項	?	2.344	0.459	5.100	<0.001	0
ΔEPS	+	1.906	0.669	2.851	0.002	1.038
<i>PRIRET</i>	-	-0.229	0.179	-1.295	0.100	1.957
<i>BM</i>	+	0.298	0.135	2.211	0.014	1.591
<i>REP</i>	-	-0.714	0.199	-3.585	<0.001	1.269
<i>CASFLO</i>	+	0.674	0.283	2.381	0.009	1.144
<i>INSHOL</i>	+	1.361	0.776	1.752	0.040	1.462
<i>INSPLE</i>	+	1.149	1.668	0.692	0.246	1.472
<i>LEVER</i>	-	-0.456	1.188	-0.383	0.351	1.313

n=406
Adjusted R² = 0.127
Model F=3.34 (p=0.000)
White test : F=2.765 (p=0.000)

^a 各變數定義請參見表一之說明。

^b 各產業虛擬變數之估計係數值非本研究重點, 故不予列示, 各估計係數除截距項外, 均為單尾檢定。

^c 此處以 White (1980) 調整程序修正共變異矩陣得出的標準差、t 值及 p 值列示。

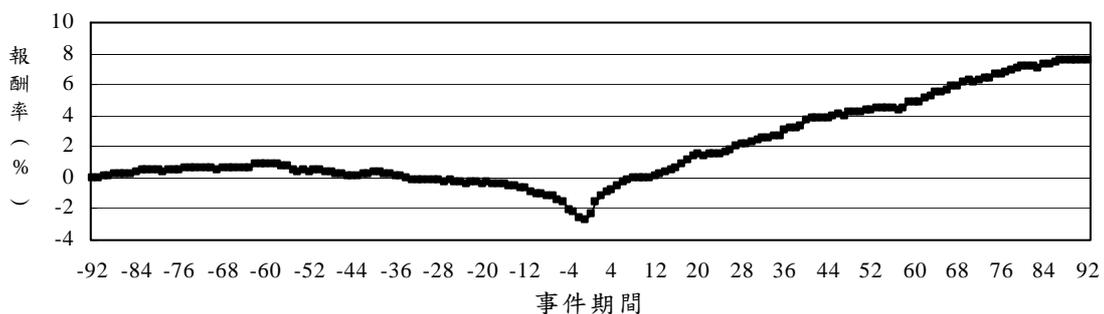
四、敏感性分析

本研究進一步作下列敏感性分析，俾驗證研究結果之堅實性(robustness)。

1. 排除執行期間流通在外股數減少、子公司買進母公司股票及再次宣告買回庫藏股的股價效果

本研究測試假說三時，主要是以公告日為事件日，來測試宣告前後一個月股價效應的差異。然而，此一測試期間的股價效果可能存在以下疑慮：(1)和庫藏股計畫實施期間重疊，如此可能蒙受實際執行時流通在外股數減少引發的股價效應；(2)庫藏股制度實施後，主管機關並未禁止子公司買回母公司股份，由於後者規定較前者寬鬆，且在資金運用上更為靈活，許多企業仍偏好進行母子交叉持股達成護盤目的(陳勸仁 2000)，故觀察到的股價效果可能是母子交叉持股護盤所致。

為排除流通在外股數減少的效果，本研究另以執行截止日²⁵次日起一個月的股價效應為宣告後股價績效(POSRET)，並進一步排除母子交叉持股及再次宣告買回庫藏股所引發的股價效果，亦即刪除執行截止日後一個月的期間內，存在子公司買進母公司股票及再次宣告買回庫藏股的觀察值。由於公司宣告買回庫藏股後，若有子公司買進母公司股票及再次宣告買回股份的情形，意味著公司在宣告前可能有較嚴重的低估而更積極護盤，故排除這類樣本後，宣告前的股價跌幅應較緩和，此一推測由圖四即可看出：排除這類觀察值後的樣本其宣告前股價下降幅度，較圖三的全體樣本宣告前股價下降幅度還低，至於宣告後同期間(宣告日次日起30天)的累積異常報酬，平均而言亦低於圖三的全體樣本宣告後的累積異常報酬。



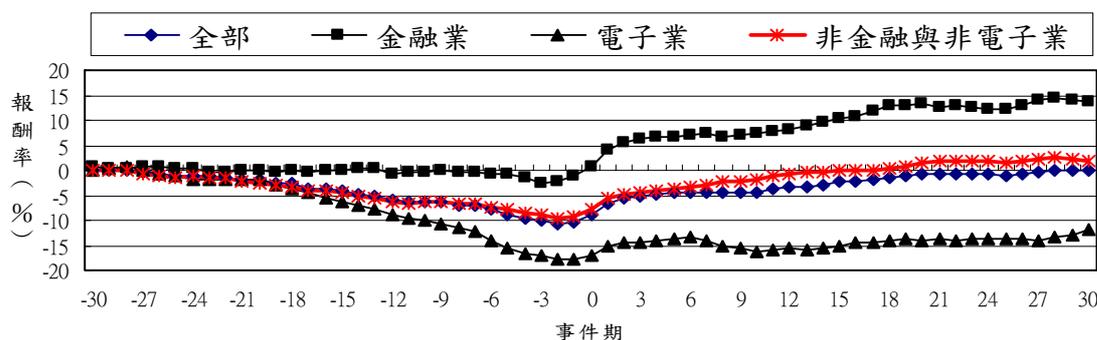
圖四 宣告買回庫藏股前後的累積異常報酬趨勢—排除母子交叉持股及再次宣告買回庫藏股之股價效果

²⁵ 指執行期間屆滿或執行完畢該日。根據上市上櫃公司買回本公司股份辦法第五條，執行期間為二個月(民國八十九年十月十三日修正之前係訂為一個月)。然而，公司亦可能在屆滿日前即執行完畢。

此處以排除上述干擾因素後的樣本，並採用重新定義的宣告後股價績效，重新檢定宣告庫藏股計畫後的股價績效是否高於宣告前的（假說三），此時資料完整的樣本數計有 192 家次。檢定結果顯示：宣告前後累積平均異常報酬之差距($POSRET-PRIRET$)平均為 2.687% (t 值=5.155; p 值=0.000)，顯著為正，表示計畫執行截止日後的累積平均異常報酬率仍有持續上升的情形。進一步以這部分樣本進行模式(1)及模式(2)的迴歸分析，檢定結果亦無重大改變。

2. 以首次庫藏股買回宣告為樣本

為避免若干公司頻繁地重覆宣告買回庫藏股，導致研究結果有所偏誤，故此處與其他國內研究相同（陳振遠與吳香蘭 2002；鄭桂蕙 2002），僅納入首次宣告為樣本重作分析²⁶。圖五繪示首次宣告的累積平均異常報酬趨勢，由該圖可看出其股價反應的趨勢亦大致與前述全部宣告樣本相同，宣告前累積平均異常報酬有下滑情形，宣告後則有持續上揚的趨勢，其中又以金融業的上揚幅度較大。與全部宣告樣本相較下，其各事件日的平均異常報酬分析與不同事件窗期的累積平均異常報酬檢定結果（未列示），除了報酬率幅度有別外，均大致相同。



圖五 首次庫藏股買回宣告的累積平均異常報酬趨勢

表十列示首次買回宣告之股價反應影響因素，以及庫藏股決策影響因素的迴歸分析結果。該表第一部分顯示，在控制相關因素後，宣告前股價績效 ($PRIRET$) 及淨值市價比率 (BM) 仍為影響宣告時股價反應的主要因素，顯示公司股價低估程度會影響投資人對首次庫藏股宣告的反應。此外，由表十第二部分可看出，公司預定買回庫藏股數量的決策亦和反映公司前景及價格低估的因素有關，包括未來盈餘成長 (EPS)、過去股價績效 ($PRIRET$) 及淨值市價比率 (BM) 等。這些均與前述納入全部宣告樣本的分析結果大致相同。

2. 排除極端值

²⁶ 陳振遠與吳香蘭(2002)以市場模式估計異常報酬，若納入重覆宣告樣本則影響估計期之採用，故該文以首次宣告為研究樣本，本研究以市場調整模式估計異常報酬，無估計期受重覆宣告干擾的疑慮，故本研究以全部宣告為樣本。惟基於周延，故此處亦僅以首次宣告納入分析。

本文依據 Belsley et al. (1980)提出的方法決定極端值。亦即就原始樣本中每個觀察值計算其 Studentized residual，該數值超過 2 的觀察值將對結果產生顯著影響，故予以刪除，共計刪除約 5% 的觀察值。本研究針對模式(1)和(2)排除極端值後重作迴歸分析，實證結果並未受到影響。

表十 庫藏股買回宣告之股價效應橫斷面差異與庫藏股決策影響因素
迴歸分析結果—以首次宣告為樣本

第一部分： $CAR3_i = a_1 + \sum_{j=1}^{16} a_j^I IND_j + a_2 PURSIZ_i + a_3 PRIRET_i + a_4 BM_i$ $+ a_6 INSHOL_i + a_7 INSPLE_i + a_8 OBJ_i + u_i$										
係數	a ₁	a ₂	a ₃	a ₄	a ₅	a ₆	a ₇	a ₈	Adj.R ²	
預測符號	?	+	-	+	無	+	-	+		
估計值 (標準誤)	1.072 (1.349)	-0.252 (0.202)	-0.033* (0.024)	1.708*** (0.630)	無	6.347** (3.309)	-25.776*** (7.630)	0.724 (0.952)	0.082	
第二部分： $PURSIZ_i = b_1 + \sum_{j=1}^{16} b_j^I IND_j + b_2 \Delta EPS_i + b_3 PRIRET_i + b_4 BM_i$ $+ b_6 CASFLO_i + b_7 INSHOL_i + b_8 INSPLE_i + b_9 LEVER_i + v_i$										
係數	b ₁	b ₂	b ₃	b ₄	b ₅	b ₆	b ₇	b ₈	b ₉	Adj.R ²
預測符號	?	+	-	+	無	+	+	+	-	
估計值 (標準誤)	1.202** (0.474)	2.034* (1.243)	-0.018** (0.009)	0.627*** (0.208)	無	0.998*** (0.426)	3.338*** (1.180)	-0.913*** (2.858)	-0.901 (0.910)	0.102

^a 各變數定義請參見表一之說明。由於此處以首次宣告的觀察值納入分析，故自變數中的「重覆宣告虛擬變數 (REP)」並無必要納入。

^b 各產業虛擬變數之估計係數值非本研究重點，故不予列示，各估計係數除截距項外，均為單尾檢定；括弧中為係數標準誤，以 White (1980)調整程序修正共變異矩陣得出的標準誤列示；*、**與***分別表示 10%、5%及 1%的顯著水準。

^c 首次宣告樣本數（即公司家數）為 191。

3. 採用市場模式(market model)及不同事件期間計算累積異常報酬

本研究關於累積平均異常報酬的計算，除了前述分析時採用市場調整模式來計算異常報酬外，此處另以市場模式計算，分析結果與前文大致相同，顯示實證結果並未受到採用模式的影響。至於測試假說四至假說六的模式(1)之因變數 CAR3，此處亦以拉長事件窗期為(-2,+2)下的累積異常報酬 CAR5 為因變數，結果與前文並無重大差異。

4. 逐年迴歸分析

公司實施庫藏股計畫股價效應之橫斷面差異和實施動機，可能在不同年度間會有差異，故就民國 89 年和 90 年進行逐年迴歸分析，結果如表十一所示。由該表可看出，不同年度下的分析結果均和不區分年度的結果大致相同。

表十一 迴歸分析結果—89 年和 90 年逐年分析

模式(1) : $CAR3_i = a_1 + \sum_{j=1}^{16} a_j^I IND_j + a_2 PURSIZ_i + a_3 PRIRET_i + a_4 BM_i$ $+ a_5 REP_i + a_6 INSHOL_i + a_7 INSPLE_i + a_8 OBJ_i + u_i$										
係數	a ₁	a ₂	a ₃	a ₄	a ₅	a ₆	a ₇	a ₈	Adj.R ²	
預測符號	?	+	-	+	-	+	-	+		
89 年										
估計值	1.433	-0.137	-0.055***	1.325*	-1.340*	5.796**	-15.770***	0.623	0.083	
(標準誤)	(1.846)	(0.202)	(0.021)	(0.963)	(0.851)	(3.339)	(7.169)	(0.669)		
90 年										
估計值	-3.260	0.273	-0.005	2.205***	-0.589	5.044*	2.535	-1.047	0.110	
(標準誤)	(2.148)	(0.249)	(0.031)	(0.519)	(0.916)	(3.195)	(6.141)	(1.085)		
模式(2) : $PURSIZ_i = b_1 + \sum_{j=1}^{16} b_j^I IND_j + b_2 EPS_i + b_3 PRIRET_i + b_4 BM_i + b_5 REP_i$ $+ b_6 CASFLO_i + b_7 INSHOL_i + b_8 INSPLE_i + b_9 LEVER_i + v_i$										
係數	b ₁	b ₂	b ₃	b ₄	b ₅	b ₆	b ₇	b ₈	b ₉	Adj.R ²
預測符號	?	+	-	+	-	+	+	+	-	
89 年										
估計值	1.539***	1.350**	-0.212*	0.720***	-0.530**	0.915**	3.534**	1.118	-0.340	0.152
(標準誤)	(0.636)	(0.769)	(0.149)	(0.224)	(0.295)	(0.418)	(1.133)	(2.599)	(0.860)	
90 年										
估計值	2.814**	5.269***	-0.292**	0.259**	-0.542***	0.330	1.831	4.087***	-1.231	0.157
(標準誤)	(0.465)	(1.843)	(0.188)	(0.156)	(0.211)	(0.360)	(0.769)	(1.526)	(0.713)	

^a 各變數定義請參見表一之說明。

^b 各產業虛擬變數之估計係數值非本研究重點，故不予列示。

^c 各估計係數除截距項外，均為單尾檢定。

^d 括弧中為係數標準差，以 White (1980)調整程序修正共變異矩陣得出的標準差列示。

^e * 表示 10%顯著水準，** 表示 5%顯著水準，*** 表示 1%顯著水準。

^f 89 年樣本數為 232，90 年樣本數為 174。

陸、結論與建議

本研究之目的係檢視我國上市公司實施庫藏股計畫之資訊效果與資訊傳遞動機。以庫藏股制度正式實施後至民國 90 年 9 月 30 日止上市公司之庫藏股買回宣告為樣本，首先檢定庫藏股票宣告買回的資訊效果，結果發現當公司宣告買回庫藏股時，市場反應顯著為正，顯示投資人將此一宣告視為發射公司股價低估的好消息，而且對金融保險業而言，其傳遞價值低估的資訊效果更強；其次以宣告期間外的前後 30 天股價績效進行比較，發現宣告後的累積異常報酬顯著高於宣告前的，故表示宣告日後續期間的股價低估程度已減緩。測試影響宣告期間市場反應之因素時，結果發現預定買回數量雖與市場反應成正向關係，惟並不顯著；與預期相符的是，在控制相關因素後，本研究發現：當公司過去股價績效愈差以及淨值市價比率愈高，則公司宣告時市場反應愈高，此結果意味著當公司特質顯示其股價低估程度愈大時，則投資人對此一宣告愈持正面看法，其正向反應愈大。

此外，本研究著眼於公司傳遞資訊的動機，測試公司之庫藏股決策的影響因素，是否和股價低估的相關指標有關。結果與預期一致：在控制其他因素後，公司預期未來盈餘有較佳表現時，則預定買回數量愈多，表示公司之庫藏股決策反映了對未來前景的看法；其次，過去股價績效愈差以及公司淨值市價比率愈高，則預定買回數量愈多，代表公司價值被低估的程度愈大時，公司會宣告買回較多股份，來傳遞較強烈的訊號。

整體而言，本研究的證據顯示，在資訊不對稱情況下，傳遞價值低估資訊為實施庫藏股計畫的重要原因，市場亦對此決策呈現正向反應，其中未能設置子公司護盤之金融保險業，其產生的資訊效果更為強烈。因此，本研究之結果可對國內庫藏股研究提供系統化證據。本研究亦對主管機關具有一些涵意，除了有助評估目前庫藏股制度的短期實施成效及概況外，鑑於庫藏股決策可傳遞公司價值低估訊息，故在規範內容上，可以思考關於庫藏股買回辦法中所加諸的限制，是否限制了公司執行的彈性而影響其資訊傳遞的效果。

本研究的主要限制如下。由於我國庫藏股制度實施期間不長，因此在測試市場對庫藏股宣告的反應時，僅能分析短期資訊效果，藉此推論公司價值獲得修正或減緩低估程度。然而，是否此一市場正向反應的現象在後續諸如一年、二年等較長期間裏仍然存在，則仍待未來進一步測試長期股價績效，同時，本研究樣本期間與陳振遠與吳香蘭(2002)同屬股市空頭期，故解讀本研究之結果時，應體認到在多頭市場適用性的限制。基於上述限制，本研究建議未來研究可利用充足的樣本量及研究期間從事相關研究議題，進行長期及跨期間效果的分析，俾對國內庫藏股制度實施之長期成效加以評估。

參考文獻

- 毛治文，1999，內部關係人持股比例及其變動與上市公司購回庫藏股之關連性研究，私立中國文化大學會計研究所碩士論文。
- 李宗祥，2001，上市公司買回本公司股份之研究，國立臺灣大學財務金融研究所碩士論文。
- 沈永偉，1999，企業相互轉投資以及股票購回動機之研究，國立政治大學財務管理研究所碩士論文。
- 沈仰斌與黃志仁，2000，子公司操作母公司股票：資料特性與操作動機，中國財務學會 2000 年財務金融研討會論文集。
- 商景明，2001，我國庫藏股之制度與理論研究，財稅研究，第三十三卷，第 2 期（3 月）：14-32。
- 張仲岳與蔡曉琪，2001，我國上市上櫃公司買回庫藏股票之研究，2001 會計理

論與實務研討會，私立東吳大學會計系。

- 張莉莉，2001，我國上市上櫃公司買回庫藏股意願及次數決定因素之研究，國立台北大學會計研究所碩士論文。
- 許兆億，2001，我國上市公司實施庫藏股之研究，國立成功大學會計研究所碩士論文。
- 許崇源，2000，我國庫藏股票制度之檢討與應用（上），會計研究月刊，第 181 期：136-144。
- 陳明道與鄧錯，1993，漲跌幅設限下的投資行為，輔仁學誌，第 25 期（6 月）：391-418。
- 陳振遠與吳香蘭，2002，台灣上市公司庫藏股購回宣告資訊內涵之研究，中山管理評論，第十卷，第 1 期：127-154。
- 陳勸仁，2000，庫藏股制度之介紹與建議，會計研究月刊，第 180 期：132-138。
- 黃俊源，2002，我國上市公司實施庫藏股之資訊內涵與執行買回因素之實證研究，私立東吳大學會計研究所碩士論文。
- 廖維義，2002，購回庫藏股與無形資產的關係，國立台灣大學會計研究所碩士論文。
- 蔡柳卿，2000，母子公司交叉持股之資訊內涵與經濟誘因之實證研究，國立政治大學會計研究所博士論文。
- 鄭丁旺，2001，中級會計學，台北：自版（第七版）。
- 鄭桂蕙，2002，公司買回庫藏股之資訊內涵：投資人觀點，國立政治大學會計學研究所博士論文。
- 謝尚蓉，2002，台灣上市上櫃公司買回庫藏股之實證分析，國立台灣大學財務金融研究所碩士論文。
- 鍾惠珍，2000，我國實施庫藏股制度產官學專業公聽會報導，會計研究月刊，第 177 期：54-65。
- Asquith, P., and D. Mullins. 1986. Signalling with dividends, stock repurchases and equity issues. *Financial Management* 15 (Autumn): 27-44.
- Bagwell, L. 1991. Share repurchases and takeover deterrence. *Rand Journal of Economics* 22: 72-88.
- Bagwell, L. 1992. Dutch auction repurchases: An analysis of shareholder heterogeneity. *Journal of Finance* 47: 71-105.
- Bajaj, M., and A. Vijh. 1990. Dividend clienteles and the information content of dividend changes. *Journal of Financial Economics* 26: 193-219.

- Barth, M. E., and R. Kasznik. 1999. Share repurchases and intangible assets. *Journal of Accounting and Economics* 28: 211-241.
- Bartov, E. 1991. Open-market stock repurchases as signals for earnings and risk changes. *Journal of Accounting Economics* 14: 275-294.
- Belsley, D., E. Kuh, and R. Welsch. 1980. *Regression Diagnostics*, New York, NY: John Wiley & Sons.
- Brown, D., and M. Ryngaert. 1991. The determinants of tendering rates in interfirm and self-tender offers. *Journal of Business* 65: 529-556.
- Comment, R., and G. Jarrell. 1991. The relative signalling power of Dutch-auction and fix-price self-tender offers and open-market share repurchases. *Journal of Finance* 46 (September): 1243-1271.
- Dann, L. 1981. Common stock repurchases: An analysis of returns to bondholders and stockholders. *Journal of Financial Economics* 9: 113-138.
- Dann, L., R. Masulis, and D. Myers. 1991. Repurchase tender offers and earnings information. *Journal of Accounting and Economics* 14: 217-251.
- Dechow, P. M., A. P. Hutton, L. Meulbroek, and R. G. Sloan. 1999. Short interests, fundamental analysis, and stock returns. Working paper. Harvard Business School.
- Dittmar, A. 2000. Why do firms repurchase stock? *Journal of Business* 73 (3): 331-355.
- Healy, P., and K. Palepu. 1993. The effect of firms' financial disclosure strategies on stock prices. *Accounting Horizons* 7 (March): 1-11.
- Hertzel, M., and P. Jain. 1991. Earnings and risk changes around stock repurchase tender offers. *Journal of Accounting Economics* 14: 275-294.
- Ho, L., C. Liu, and R. Ramanan. 1997. Open-market stock repurchase announcements and revaluation of prior accounting information. *The Accounting Review* 72 (July): 475-487.
- Hodrick, L. 1996. Does price elasticity affect corporate financial decision? Working paper. New York: Columbia University.
- Hovakimian, A., T. Opler, and S. Titman. 2001. The debt-equity choice. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 36 (March): 1-24.
- Ikenberry, D., J. Lakonishok, and T. Vermaelen. 1995. Market underreaction to open market share repurchases. *Journal of Financial Economics* 39: 181-208.

- Ikenberry, D., J. Lakonishok, and T. Vermaelen. 2000. Stock repurchases in Canada: performance and strategic trading. *Journal of Finance* 55 (5): 2373-2397.
- Jensen, M. 1986. Agency costs of free cash flow. *American Economic Review* 76: 323-29.
- Jensen, M., and W. Meckling. 1976. Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure. *Journal of Financial Economics* 3: 305-360.
- Leland, H., and D. Pyle. 1977. Informational asymmetries, financial structure and financial intermediation. *The Journal of Finance* 32: 371-387.
- Lie, E., and J. McConnell. 1998. Earnings signals in fixed-price and dutch auction self-tender offers. *Journal of Financial Economics* 49 (August): 161-186.
- McNally, W. 1999. Open market stock repurchase signaling. *Financial Management* 28 (Summer): 55-67.
- Opler, T., and S. Titman. 1996. The debt-equity choice: An analysis of issuing firms. Working paper. Columbus: Ohio State University.
- Palepu, K., V. Bernard, and P. Healy. 1997. *Introduction to Business Analysis and Valuation*. Cincinnati, Ohio: South-Western Publishing Co.
- Radd, E., and H. Wu. 1995. Insider trading effects on stock returns around open-market stock repurchase announcements: An empirical study. *The Journal of Financial Research* 18 (Spring): 45-57.
- Stephens, C., and M. Weisbach. 1998. Actual share reacquisitions in open-market repurchase programs. *Journal of Finance* 53: 313-333.
- Tsetsekos, G. 1993. Valuation effects of open market stock repurchases for financially weak firms. *Review of Financial Economics* 2: 29-42.
- Tsetsekos, G., D. Kaufman, and L. Gitman. 1991. A survey of stock repurchase motivations and practices of major U.S. corporations. *Journal of Applied Business Research* 7 (Summer): 15-21.
- Vermaelen, T. 1981. Common stock repurchases and market signalling. *Journal of Financial Economics* 9: 139-183.
- White, H. 1980. A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. *Econometrica* 48 (4): 817-838.